

Evaluación del daño moral en accidentes de tráfico: desarrollo y validación de un protocolo para la detección de la simulación

Ramón Arce, Francisca Fariña*, Alicia Carballal y Mercedes Novo
Universidad de Santiago de Compostela y * Universidad de Vigo

A fin de conocer de la capacidad de simulación de daño moral en casos de accidentes de tráfico, tomamos 105 sujetos que no habían sufrido un accidente de tráfico serio y legos en psicopatología, que cumplieron el MMPI-2 bajo las instrucciones estándar. Posteriormente, fueron instruidos en la tarea de simulación de daño moral y, una semana después, evaluados a través de una entrevista clínico-forense y, transcurrida otra semana, en el MMPI-2. Bajo las instrucciones de simulación, los resultados mostraron que el 60,9% de los participantes lograron simular en el MMPI-2 la huella psíquica en tanto en la entrevista clínico-forense sólo fue el 3,8%. El estudio de los procedimientos de control de la validez de las respuestas (escalas de control del MMPI-2 y el análisis de las estrategias de simulación en la entrevista clínico-forense) mostró que no eran totalmente efectivos por sí solos pero sí de forma combinada. Como consecuencia, se propone un protocolo que permite detección de la simulación de daño moral.

Evaluating psychological injury in motor vehicle accidents (MVA): development and validation of a protocol for detecting simulation. In order to assess the feigning ability of the psychological injury in a motor vehicle accident (MVA), a total of 105 subjects, which never had suffered a serious MVA and lay in psychopathology, responded to the MMPI-2 in line with the standard instructions. Thereafter, subjects were instructed to feign moral damage generated by a MVA prior to being evaluated using a clinical-forensic interview a week later, and responding to the MMPI-2 another week later. The results show that 60.9% of the subjects were able to effectively feign moral damage on the MMPI-2, and 3.8% in the forensic clinical interview. The analysis of the instruments and procedures for the validation of subject responses i.e., the original validity control scales of the MMPI-2 and the analysis of feigning strategies in the forensic clinical interview, revealed no efficacy in feigning detection. Nevertheless, collectively, all the control measures and procedures were effective for the detection of feigning. Therefore, a protocol for the detection of feigning of moral damage has been proposed.

La Ley 30/1995, de 8 de noviembre, *Ley de Responsabilidad Civil y Seguro en la Circulación de Vehículos a Motor*, introdujo, por primera vez en España, la valoración del daño psíquico como uno de los elementos a tasación a través del concepto de daño moral. Éste se concreta como aquel que afecta a la víctima como consecuencia de haber experimentado una vivencia traumática que necesariamente no ha de acarrear consecuencias dolosas de carácter patrimonial o físicas (a la salud), mermando en mayor o menor medida el desempeño de las actividades de la vida diaria. Al respecto, se ha identificado el Trastorno de Estrés Postraumático (TEP), y las medidas indirectas del mismo (Bryant y Harvey, 1995), como la huella del daño psíquico al comprobarse sistemáticamente que este trastorno estaba relacionado con situaciones traumáticas de muy diversa índole (v. gr., Echeburúa, de Corral y Amor, 2002; Martín y de Paúl, 2004). En relación a la medidas in-

directas, el Estudio Nacional (referido a USA) de Comorbilidad (Blanchard y Hickling, 2004) identificó, en víctimas de accidentes de tráfico, como medidas indirectas la depresión y la distimia. Ahora bien, los trastornos secundarios sin TEP no se puede aseverar que sean consecuencia de un accidente. Además, se han creado instrumentos de medida fiables y válidos (por ejemplo, MMPI) que nos posibilitan una medida a la vez que una cuantificación objetiva (v. gr., eje V del DSM-IV-TR) del daño (Rogers, 1997). Pero, en el contexto médico-legal, no es suficiente con diagnosticar un trastorno o trastornos, sino que ha de sospecharse simulación (American Psychiatric Association, 2002). Para este doble objetivo, el diagnóstico clínico y control de la simulación, no es efectiva la evaluación clínica ordinaria. De hecho, la evaluación clínica tradicional nunca ha informado de simulación (i.e., Rogers, 1997).

Por todo ello nos planteamos un estudio experimental con un doble objetivo. Primero, evaluar el potencial de simulación de daño moral que tiene un sujeto como consecuencia de haber sufrido un hipotético accidente de tráfico en una tarea de reconocimiento, el MMPI-2, y en una tarea de conocimiento, la entrevista clínico-forense. Segundo, conocer el potencial de detección del mismo de las escalas de validez del MMPI-2, de las configuraciones de las escalas de validez, del análisis de las estrategias de simulación en

la entrevista clínico-forense, de la consistencia inter-medidas y de su efecto acumulativo.

Método

Participantes

Para la realización del estudio tomamos 105 sujetos legos en Psicología, 45 varones (42,86%) y 60 mujeres (57,14%), todos ellos mayores de 18 años, con un rango de edades entre los 19 y 75 años y un promedio de 24,12 ($S_x = 7.07$). Ninguno de ellos había sufrido un accidente de tráfico de consideración.

Procedimiento y diseño

La metodología de investigación empleada fue de tipo experimental y en un ambiente de simulación de alta fidelidad. En concreto, se planificó un diseño de medidas repetidas para conocer la capacidad de simulación de los sujetos en el instrumento psicométrico de referencia para la evaluación de daño psíquico en la práctica forense (Butcher y Miller, 1999), el MMPI-2, manipulando para ello las «instrucciones» dadas a los participantes: respuesta al MMPI-2 bajo las instrucciones estándar y de simulación de daño moral. A su vez, se planificó un contraste de la ejecución de los sujetos en dos formatos de tarea distintos: tarea de reconocimiento, el MMPI-2, y tarea de conocimiento, una «entrevista clínico-forense». Para ello, los participantes cumplieron, en primer lugar, y bajo las «instrucciones estándar», el MMPI-2. A continuación se les administraron las «instrucciones de simulación» que consistían en solicitarles que se pusiesen en el lugar de una persona que, tras haber sufrido un accidente de tráfico, simulaba las secuelas psicológicas del mismo a fin de obtener una sustanciosa indemnización económica. Se les dio una semana de tiempo para que se formaran o entrenaran en lo que estimaran conveniente. Al cabo de ésta, los participantes fueron evaluados por medio de una entrevista clínico-forense, grabada en vídeo para los subsecuentes análisis. Finalmente, en torno a una semana después, los participantes fueron reevaluados a través del MMPI-2 bajo las «instrucciones de simulación». Para dotar de mayor realismo a este experimento y lograr una mayor implicación de los participantes, recurrimos al ofrecimiento de una recompensa de tipo económico (150 euros) a las cuatro mejores simulaciones.

Instrumentos de medida

En la tarea de conocimiento, los sujetos fueron sometidos a una «entrevista clínico-forense» (Arce y Fariña, 2005), esto es, a una entrevista de orden clínico en formato de discurso libre que se ha mostrado fiable y productiva en el contexto forense (Arce, Pampillón y Fariña, 2002). En ésta, los sujetos relatan todo aquello que ha cambiado en su vida (i.e., síntomas, conductas y pensamientos) en relación a antes del accidente. Si no informan de motu propio sobre las relaciones interpersonales, el contexto de trabajo o académicos, relaciones familiares y, en su caso, de pareja, se procede a reinstaurar esos contextos específicos de evaluación (eje V del DSM-IV-TR). Como instrumento de medida en la tarea de reconocimiento utilizamos el MMPI-2 (Hathaway y McKinley, 1999). Dados nuestros propósitos de medida clínica del daño psíquico directo e indirecto asociado a un accidente de tráfico y de simulación, tomamos las diez escalas clínicas básicas,

las dos escalas adicionales de medida del TEP, esto es, las escalas Pk y Ps, y las escalas de validez «?» (No respuestas), L (mentira), F (Incoherencia) y K (Factor corrector) (las escalas complementarias y en fase de evaluación TRIN y VRIN no son de interés para la simulación, y la escala Fb se refiere a las respuestas en las escalas adicionales, no a las básicas, por lo que no es aplicable; no obstante, los resultados, que pueden solicitarse a los autores, confirmaron que las primeras eran improductivas y la Fb se solapaba con la F original). Por último, a partir de los resultados obtenidos de las escalas de validez del MMPI-2, calculamos los índices que se han mostrado efectivos en la detección de la simulación de trastornos (Duckworth y Anderson, 1995): el índice F-K y el perfil en «V invertida».

Análisis de los protocolos

Las entrevistas clínico-forense, tras ser grabadas en vídeo, fueron sometidas a un análisis de contenido sistemático llevado a cabo por dos codificadores, uno con experiencia previa en codificación de este tipo de material y con conocimientos de evaluación psicopatológica (Arce et al, 2002), que se repartieron el material en partes alícuotas. El objeto de este análisis de contenido era detectar criterios diagnósticos del daño psíquico. Las categorías de análisis, que se registraban bien por la mención del sujeto, bien por observación del codificador, las conformaron todos los criterios diagnósticos del TEP en el DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2002). A su vez, se codificaron, por los mismos evaluadores pero en distintas tareas, las ocho estrategias de simulación definidas en la literatura que los simuladores siguen en las entrevistas (Rogers, 1997).

Análisis de la fiabilidad de las codificaciones

Se calculó la fiabilidad intra e inter-codificadores a través del índice de concordancia $IC = \text{Acuerdos} / (\text{acuerdos} + \text{desacuerdos})$. Para ello, una semana después del fin de la codificación original, volvieron a analizar en torno al 20% de los protocolos que ellos mismos habían evaluado y otro 20% de forma cruzada. Los resultados mostraron en todas las variables unos índices superiores a .80, esto es, los datos son consistentes (Tversky, 1977). Confirmada la consistencia inter e intra-codificadores, inter-contextos, se puede sostener que los datos son fiables (Wicker, 1975).

Resultados

Estudio del cambio en la evaluación clínica en el MMPI-2

Ejecutado un MANOVA con el factor «instrucciones» (instrucciones estándar vs. instrucciones de simulación) sobre las escalas clínicas básicas del MMPI-2, los resultados informan de un efecto multivariado significativo, $F_{\text{multivariada}}(10,95) = 42.69$; $p < .001$; $\eta^2 = .818$.

Los efectos univariados (véase tabla 1) nos indican que los participantes incrementan las puntuaciones en la dirección patológica en todas las medidas clínicas en la condición de «instrucciones de simulación», en contraste con la respuesta bajo «instrucciones estándar», donde encontramos normalidad clínica (M_s en torno a 50). Asimismo, el estudio de casos (esto es, observación con $n = 1$) descarta patología entre los participantes en la condición de «instrucciones estándar». Resumidamente, los sujetos siguen como táctica general de simulación: reconocer como padecida la mayo-

Nota: G.L.(1,104). Mes= Media de la condición «instrucciones estándar»; Msi= Media de la condición «instrucciones de simulación».

previene de una potencial simulación en puntuaciones bajas ($T < 50$) y en altas ($T = 70$) de disimulación. El contraste de la media observada ($M = 43.26$; $Sx = 8.86$) con el punto de corte a partir del cual se informa de posible simulación ($T < 50$) nos indica que este estimador de la simulación es estadísticamente efectivo, $t(104) = 7.8$; $p < .001$. Por su parte, el estudio de casos mostró una clasificación correcta como simuladores del 78,1% de los sujetos, con lo que es un detector fiable de simulación, $\chi^2(1) = 33.15$; $p < .001$. Ahora bien, el 22,2% de los sujetos sobrepasaría este control de validez, dato que se aparta del criterio de significatividad estadística ($< .05$), $Z(105) = 8.09$; $p < .001$. En otras palabras, este índice permite un margen de error más allá del asumible estadísticamente. Complementariamente, el estudio de casos revela que ninguno de los sujetos en una tarea de simulación presenta una puntuación T igual o superior a 70, esto es, no utilizan una estrategia de fingir una buena imagen de sí mismos. Sintéticamente, la escala K presenta un potencial de detección de la simulación alto, pero con un margen de error también considerable.

Configuraciones de las escalas de validez

Las configuraciones de las escalas de validez constituyen índices más robustos con los que validar o invalidar los resultados obtenidos en el protocolo, siendo el índice $F-K$ y el perfil en « V invertida» las efectivas en la detección de la simulación (Duckworth y Anderson, 1995). Al respecto, los resultados muestran que la puntuación media $F-K$ es mayor de 30 (punto de corte de simulación) ($M = 37.87$; $Sx = 32.01$), $t(104) = 2.52$; $p < .05$, de lo que se desprende que se trata de un estimador de simulación fiable estadísticamente. No obstante, el estudio de casos evidencia que el índice de Gough sólo clasificaría correctamente al 55,2% de los simuladores, lo que no le convierte en fiable, $\chi^2(1) = 1.152$; ns, ya que el valor de clasificación correcta es similar al azar. Sucintamente, este índice es robusto estadísticamente pero no en la clasificación de casos. Por su parte, mediante el perfil en « V invertida» (v.gr., puntuaciones en L y K por debajo de 50 y puntuaciones $F > 80$) sólo 25 sujetos serían detectados correctamente, es decir, un 23,81%, lo que le convierte en un instrumento sensiblemente menos efectivo que el azar, $\chi^2(1) = 28.81$; $p < .001$. En suma, el perfil en « V invertida» no es un estimador robusto de simulación. En consecuencia, las combinaciones de índices no son eficaces para la práctica forense.

Estudio global de la detección de la simulación a través de los indicadores de validez del MMPI-2

La consistencia en los resultados de la evaluación es una condición necesaria para que se pueda concluir tanto judicialmente (v.gr., Sentencia del TS de 8 de febrero de 1995, RJ 808; Sentencia del TS de 18 de noviembre, RJ 7987) como en la prueba psicológico-judicial (por ejemplo, Hastie et al, 1983). En consecuencia, para que un perfil sea invalidado, en nuestro caso por simulación, se requiere que en, al menos, dos de las escalas de validez relevantes para la simulación o de sus combinaciones, los sujetos presenten puntuaciones invalidantes (Lachar, 1974; Roig-Fusté, 1993). Por ello procedimos a estudiar el efecto acumulativo de estos índices y sus configuraciones. Los resultados (véase tabla 4) ponen de manifiesto un efecto acumulativo efectivo del 57,14%, que no constituye una clasificación correcta mejor que el azar, $\chi^2(1) = 2.14$; ns. No en vano, el 42,86 % ($n = 45$) de los parti-

cipantes sobrepasarían estos controles efectivamente. El análisis de estos 45 sujetos puso de manifiesto que 19 no simulaban el daño esperado. En consecuencia, 26 participantes (24,76%) eran simuladores perfectos en esta tarea.

Estudio de la simulación en una tarea de conocimiento: la entrevista clínico-forense

En las declaraciones simuladas de daño psíquico asociado a un accidente de tráfico (véase tabla 5), se observa que los sujetos simulan los siguientes criterios propios de un TEP más allá de lo esperado por azar ($p > .05$), o sea, constituyen sintomatología accesible: respuestas intensas de miedo; recuerdos recurrentes; sueños desagradables; conductas o sentimientos que aparecen como si el suceso estuviera ocurriendo de nuevo (flashback); malestar psicológico intenso cuando se expone a estímulos internos o externos que simbolizan o recuerdan algún aspecto del acontecimiento traumático; respuestas fisiológicas; evitación de actividades, lugares o personas que provocan el recuerdo del trauma; reducción acusada del interés o la participación en actividades significativas; distanciamiento de los demás; restricción afectiva; futuro desolador; dificultades para conciliar o mantener el sueño; irritabilidad/ataques de ira; dificultades de concentración y un deterioro significativo consecuencia del accidente de tráfico en las áreas de trabajo, vida social, relación familiar, relación de pareja y malestar clínico significativo. En términos operativos, son accesibles a la simulación síntomas de los dos síntomas del criterio A (...), más de un síntoma del criterio B (reexperimentación), más de tres síntomas del criterio C (evitación), más de un síntoma del criterio D (aumento de la activación) y el criterio F (malestar clínico o deterioro social, laboral o de otras áreas significativas de la actividad del individuo), con lo que, en general, la simulación de TEP como secuela de un accidente de tráfico es asequible. De estos mismos datos (véase tabla 5) también se desprende que hay una sintomatología sutil ($p .05$): evitación de pensamientos, amnesia, hipervigilancia y respuestas exageradas de sobresalto.

El estudio de casos nos advierte que 4 (3,8%) de los participantes fueron capaces de simular efectivamente la sintomatología vinculada con las secuelas psíquicas de un accidente de tráfico. En suma, la accesibilidad de la simulación en la tarea de conocimiento (i.e., entrevista clínico-forense) es inferior a la significatividad estadística ($< .05$) y el grado de dificultad de simulación es mayor en la tarea de conocimiento (.038%) que en la de reconocimiento, esto es, MMPI-2 (.609), $\chi^2(1, n = 105) = 49$; $p < .001$.

Estudio de las estrategias de simulación en la entrevista clínico-forense

El primer dato reseñable es que ninguno de los sujetos recurre a la estrategia general descrita en el modelo criminológico

Tabla 4
Análisis de la eficacia acumulativa de los indicadores de validez del MMPI

Nº de índices	Simuladores detectados
0	18(17.14%)
1	27(25.71%)
2 o más	60(57.14%)

Tabla 5
Análisis de la sintomatología accesible y sutil

Variable	Proporción observada	Z	p
Temor intenso	.276	10.61	.001
Recuerdos recurrentes	.286	11.08	.001
Sueños desagradables	.295	11.5	.001
Revivir el suceso	.638	27.61	.001
Malestar exposición estímulos	.429	17.79	.001
Respuestas fisiológicas	.295	11.5	.001
Evitación de pensamientos	.057	.032	ns
Evitación de actividades	.333	13.29	.001
Amnesia	.0	—	—
Disminución del interés	.533	22.67	.001
Distanciamiento de los demás	.701	30.56	.001
Limitación en afectividad	.438	18.21	.001
Futuro desolador	.352	14.18	.001
Dificultades con sueño	.438	18.22	.001
Irritabilidad o ira	.486	20.47	.001
Dificultades de concentración	.486	20.47	.001
Hipervigilancia	.009	-1.92	.05
Respuestas exageradas de sobresalto	.038	.056	ns
Deterioro laboral	.752	32.96	.001
Deterioro social	.695	30.28	.001
Deterioro en la relación de pareja	.438	18.22	2.05
Deterioro en la relación familiar	.59	25.35	.064
Malestar clínico significativo	.876	38.78	.001

Nota: G.L.(1). El criterio «haber experimentado una herida grave o un riesgo a la integridad física» se asume que es el accidente.

(American Psychiatric Association, 2002) «la no cooperación con la evaluación» y, contrariamente a la propuesta de Lewis y Saarni (1993), no fue advertida en ningún caso la falta de consistencia entre los síntomas manifestados por el sujeto en su evaluación y lo observado por el codificador. Por su parte, los simuladores acudieron con una frecuencia significativa ($>.05$) a las estrategias de simulación «síntomas obvios» (.229), esto es, síntomas de carácter psicótico, $Z(105) = 8.4$; $p < .001$; «síntomas sutiles» (.667), es decir, no informan de síntomas reales, sino problemas cotidianos, $Z(105) = 28.97$; $p < .001$; «síntomas raros» (.105), en otras palabras, síntomas que raramente se dan incluso entre poblaciones psiquiátricas, $Z(105) = 2.58$; $p < .05$; y «severidad de síntomas» (.200), lo que implica la atribución a los síntomas informados de una severidad extrema, $Z(105) = 7.04$; $p < .001$. Finalmente, hallamos que raramente se sirven, al valer-se de ellas igual o menos de lo esperado por azar (.05), de las estrategias «combinación de síntomas» (.038), o, lo que es lo mismo, informar de síntomas reales que difícilmente se dan juntos, $Z(105) = .36$; ns, y «síntomas improbables» (.029), o sea, relatos de síntomas con carácter fantástico o ridículo, $Z(105) = .99$; ns. Acumulativamente, los participantes utilizaron alguna de las estrategias habituales de simulación en el 76,2% de los protocolos, con lo que esta herramienta es más fiable que el azar ($p = .5$) para la detección de la simulación $\chi^2(1, n = 105) = 28.81$; $p < .001$.

Estudio global de la detección de la simulación

El estudio de casos pone de manifiesto que de los 4 sujetos que lograron simular un TEP en la entrevista, 3 fueron capaces de simular un TEP en la medida psicométrica a la vez que el trastorno secundario (depresión). Ahora bien, la consistencia inter-instrumentos no fue total. De hecho, en la medida psicométrica también habían simulado otros daños clínicos en la tríada psicótica e incluso desviación psicopática que no aparecen en la entrevista. Además, estos 4 sujetos fueron detectados como simuladores tanto por las medidas de la consistencia interna de la entrevista (i.e., estrategias de simulación) como del instrumento psicométrico (K, F, F-K, Perfil en V invertida). En concreto, no menos de 6 de estos indicadores informaban de simulación.

Conclusiones y discusión

Previamente al establecimiento de unas conclusiones e inferencias de los resultados aquí mostrados es preciso llevar a cabo una reflexión sobre el alcance y limitaciones de los mismos. Dos son las precisiones que al respecto merece el presente estudio. Primera, la tarea que desempeñan los sujetos no es real y tampoco son simuladores en un contexto real. Por todo ello, las inferencias de nuestros resultados no pueden extrapolarse directamente, sino que deben tomarse con cierta cautela y deben ser contrastadas en casos reales (Fariña, Arce y Real, 1994). Segunda, nuestros sujetos son sólo simuladores, con lo que no disponemos de un grupo control, esto es, verdaderos enfermos para contrastarlos con los simuladores y acercarnos a los «falsos positivos» con las distorsiones que esta contingencia puede implicar (Arce, Fariña y Seijo, 2005).

Con estas matizaciones, de los anteriores resultados se pueden dibujar las siguientes conclusiones. Primera, las personas, con independencia de sus conocimientos sobre psicopatología (esto es, la metasimulación no es sólo accesible a los expertos, sino también a los legos), son capaces de simular, en una tarea de reconocimiento, el daño psíquico, tanto en sus medidas directas como indirectas, consecuencia de un accidente de tráfico. Segunda, en general, los estimadores de validez del MMPI son sensibles a la simulación. Tercera, de los indicadores de validez del MMPI se pueden derivar dos estrategias a seguir en la detección de simulación: los criterios positivos y los negativos. Cuarta, son criterios positivos aquellos que nos informan de que posiblemente estemos ante sujetos no simuladores. En nuestro caso, serían aquellos útiles de disimulación por ser ésta contraria a la simulación. Dos son los criterios positivos disponibles: L (T 70) y K (T 70). De acuerdo con nuestros datos, los valores de la escala L que advierten de disimulación no son totalmente efectivos con los simuladores de daño psíquico derivado de un accidente de tráfico. Así, algunos simuladores son, de acuerdo con esta escala, disimuladores mientras simulan efectivamente el daño psíquico originado por un accidente de tráfico. Por su parte, el criterio de puntuaciones K 70 sí es totalmente insensible a la simulación, dado que ningún sujeto es etiquetado por este índice como disimulador. En consecuencia, puntuaciones K 70 serían indicadores muy robustos de no simulación. Quinta, los criterios negativos evaluados mediante el MMPI suman un total de cinco. De ellos sólo dos son estadísticamente efectivos: puntuaciones bajas ($T < 50$) en la escala K (78,1% de aciertos) y puntuaciones elevadas (T 70) en la escala F (59,05% de aciertos). Aún así, la probabilidad de no rechazos correctos (esto es, no identificar como simulador a uno

que lo es) es significativa. Los tres criterios restantes (?, F-K y perfil en «V invertida») no son efectivos en la identificación correcta del simulador. Sexta, dado el margen de error de los diversos índices y para ganar en fiabilidad a través de la medida de la consistencia inter-medidas (v.gr., Wicker, 1975), pusimos a prueba el efecto acumulativo de los diversos índices. Sobre la base de las exigencias legales (Sentencia del TS de 8 de febrero de 1995, RJ 808; Sentencia del TS de 18 de noviembre, RJ 7987) y técnicas (Lachar, 1974; Roig-Fusté, 1993), consideramos la consistencia entre dos o más indicadores de simulación como garante de fiabilidad. Este procedimiento no garantiza una efectividad mayor que el azar, el 57,14%. Séptima, en la tarea de conocimiento la simulación del cuadro completo del TEP es poco accesible para los simuladores, 3,8%, pero mucha sintomatología es obvia, con lo que se puede diagnosticar erróneamente daño psíquico a través de los subsíndromes, esto es, si no se observa el cuadro completo. Octava, los sujetos acuden a las estrategias de simulación en la entrevista «síntomas obvios», «síntomas sutiles», «síntomas raros» y «severidad de síntomas» con una frecuencia significativa, y acumulativamente 3 de cada 4 simuladores son detectados por haber recurrido a alguna de las estrategias de simulación, pero el margen de error es muy elevado. Novena, la consistencia inter-instrumentos en la evaluación del daño psíquico es muy efectiva pero no totalmente eficaz; de hecho, sólo 3 sujetos fueron capaces de simular el daño esperado en ambos ins-

trumentos de medida. Décima, el efecto acumulativo de todas las medidas sí se señala como totalmente productivo en la detección correcta del simulador. De facto, los tres participantes con un potencial de simulación de daño inter-instrumentos, condición *sine qua non* para concluir judicialmente la existencia de daño psíquico, fueron detectados, por al menos 6 de los estimadores de validez de los protocolos, como simuladores.

No obstante, aún resta un problema por resolver. Estas conclusiones sólo son válidas para la detección de la simulación, con lo que cabría preguntarse ¿qué ocurrirá con los realmente enfermos? ¿serán detectados como simuladores? Para controlar esta contingencia sería preciso combinar estas medidas con el Modelo de Decisión Clínica de Cunnien (1997), cuyo objetivo es minimizar el número de «falsos positivos» (auténticos enfermos clasificados como simuladores). Como conclusión final resaltamos que estos resultados vienen a corroborar la validez del protocolo para la evaluación de simulación de enajenación mental de Arce, Pampillón y Fariña (2002), en el contexto de la evaluación de daño moral en casos de accidente de tráfico.

Nota

Esta investigación fue financiada por la Secretaría Xeral de Investigación e Desenvolvemento, Xunta de Galicia, en el Proyecto de Excelencia Investigadora Código PGIDIT03CS037401PR.

Referencias

- American Psychiatric Association (2002). *DSM-IV-TR. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales*. Barcelona: Masson.
- Arce, R. y Fariña, F. (2005). Obtención del testimonio y evaluación de la veracidad de las declaraciones. En J.C. Sierra, E.Mª Jiménez y G. Buela-Casal (comps.): *Manual de psicología forense*. Madrid: Biblioteca Nueva.
- Arce, R., Fariña, F. y Seijo, D. (2005). Razonamientos judiciales en procesos de separación: análisis cognitivo y de contenido de las motivaciones. *Psicothema*, 17 (1), 57-63.
- Arce, R., Pampillón, M.C. y Fariña, F. (2002). Desarrollo y evaluación de un procedimiento empírico para la detección de la simulación de enajenación mental en el contexto legal. *Anuario de Psicología*, 33 (3), 385-408.
- Blanchard, E.B. y Hickling, H.J. (2004). What are the psychosocial effects of MVAs on survivors? En E.B. Blanchard, E.J. Hickling (eds.): *After the crash: psychological assessment and treatment of survivors of motor vehicle accidents* (2ª ed., pp. 57-97). Washington, DC: American Psychological Association.
- Bryant, R.A. y Harvey, A.G. (1995). Avoidant coping style and posttraumatic stress following motor vehicle accidents. *Behaviour Research Review*, 15, 721-738.
- Butcher J.N. y Miller, K.B. (1999). Personality assessment in personal injury litigation. En A.K. Hess e I.B. Weiner (eds.): *The handbook of forensic psychology* (2ª ed., pp. 104-126). Nueva York: John Wiley and Sons.
- Cunnien, A.J. (1997). Psychiatric and medical syndromes associated with deception. En R. Rogers (ed.): *Clinical assessment of malingering and deception* (pp. 23-46). Nueva York: Guilford Press.
- Duckworth, J. y Anderson, W.P. (1995). *MMPI and MMPI-2: interpretation manual for counsellors and clinicians*. Bristol: Accelerated Development.
- Echeburúa, E. y Corral, P. de y Amor, P.J. (2002). Evaluación del daño psicológico en víctimas de crímenes violentos. *Psicothema*, 14 (Supl.), 139-146.
- Fariña, F., Arce, R. y Real, S. (1994). Ruedas de identificación: de la simulación y la realidad. *Psicothema*, 7, 395-402.
- Hastie, H., Penrod, S.D. y Pennington, N. (1986). *La institución del jurados en los Estados Unidos. Sus intimidades*. Madrid: Cívitas (orig. 1983).
- Hathaway, S.R. y Mckinley, J.C. (1999). *MMPI-2. Inventario multifásico de personalidad de Minnesota-2. Manual*. Madrid: TEA.
- Lachar, D. (1974). Prediction of early US Air Force freshman cadet adaptation with the MMPI. *Journal of Counselling Psychology*, 21 (5), 404-408.
- Lewis, M. y Saarni, C. (1993). *Lying and deception in everyday life*. Nueva York: Guilford Press.
- Martín, J.L. y Paúl, J. de (2004). Trastorno por estrés postraumático en víctimas de situaciones traumáticas. *Psicothema*, 16, 45-49.
- Rogers, R. (1997). *Clinical assessment of malingering and deception*. Nueva York: Guilford Press.
- Rogers, R. y Mitchell, C.N. (1991). *Mental health experts and the criminal courts: a handbook for lawyers and clinicians*. Scarborough, ON: Thomson Professional Publishing.
- Roig-Fusté, J.M. (1993). *MMPI y MMPI-2 en la exploración de la personalidad*. Barcelona: Agil Offset.
- Tversky, A. (1977). Features of similarity. *Psychological Review*, 84, 327-352.
- Wicker, A.W. (1975). An application of a multiple-trait-multimethod logic to the reliability of observational records. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 4, 575-579.